

KONAN UNIVERSITY

安全資産としての円と日本の法外な特権

著者	青木 浩治
雑誌名	甲南経済学論集
巻	57
号	1・2
ページ	1-39
発行年	2016-09-30
URL	http://doi.org/10.14990/00001811

安全資産としての円と 日本の法外な特権

青 木 浩 治

要旨

本稿は、IMF 国際収支マニュアル第6版基準による改定データによって1996～2015年における日本の国際投資ポジションの超過収益率を計測する。金融派生商品について適切な調整を行うと、日本は1996～2015年で平均0.99%の正の超過実質収益率を実現しており、これは Habib [2010], Rogoff and Tashiro [2015] などの先行研究とほぼ整合的な結果である。第二に、日本がその国際投資ポジションから正の超過収益率を得ている理由として、日本円が世界金融不安定期の安全資産としての役割を担っているという円の国際的ステータスに着目する議論を考察する。特に、日本円が外国投資家に対して国際金融不安定期にキャピタル・ゲインを提供するという意味で一種の保険通貨機能を果たしているのは、日本の投資家が外国の投資家に比べて危険回避的であることに依っているという逆説的な仮説を提示する。

キーワード：国際投資ポジションのインカム・パズル，法外な特権，
通貨リスク・プレミアム，キャリートレード

JEL Classifications: F21, F31, F34

目次

はじめに

Ⅰ 日本の国際投資ポジションの超過収益率の計測

Ⅱ 円の国際的ステータスと日本の法外な特権：簡単な理論枠組み

おわりに

は じ め に

1991年以降、日本は世界第一位の債権国に躍進し、現在では20兆円を上回る海外投資収益収支を計上するに至っている。では、近年巨額の黒字になった日本の対外投資収益の源泉は何であろうか？このような疑問に対して、その問いかけ自体の意味が不可解であるかもしれない。なぜなら、長年の経常収支黒字計上により積み上がった純投資ポジションに対して、正の投資収益が得られることはごく自然と考えられるからである。しかし、債権国であるからとの理由で、正の対外投資収益を稼得できるとは限らない。実際、1994年以降の経常収支黒字化により近年日本に次ぐ世界第二番目の債権大国に成長した中国の投資収益収支がほぼ恒常的に赤字であることは、よく知られた事実である⁽¹⁾。また、世界最大の債務国・アメリカの投資収益収支が2015年時点でも2,000億ドルを超える黒字であることもこれまたよく知られた事実であり、対外投資ポジションと投資収益との対応関係は必ずしも一様ではないのである（この逆説的現象は、通常、対外投資ポジションの「インカム・パズル」と呼ばれている。表1を参照⁽²⁾）。さらに、最近でこそ日本の投資収益はその大きさと重要性が強く認識されるようになったものの、従来「日本の対外投資パフォーマンスは芳しくない」との一般的評価が浸透していた。例えば、2007年央から2012年10月まで続いた前回直近の円高期において、日本

(1) ただし、2015年において中国は世界第二位の債権国の座をドイツに譲っている。

(2) アメリカの場合、法人税率の違いによる影響（海外収益・再投資に対する追加課税は国内取引であるので記帳されない）を考慮しなければならないとしても、その圧倒的な対外直接投資収益の高さが投資収益収支黒字の主因であり、逆に中国の赤字は、対外債務の61%がリスク資産の直接投資であるのに対し、その対外資産の55%が低利安全資産で運用される外貨準備から構成されていることによる（計数は2015年末時点）。ちなみに、アメリカで顕著な累積経常収支と国際投資ポジションの乖離現象（通常「ポジション・パズル」と呼ばれる現象）は、日本の場合観察されていない（Rogoff and Tashiro [2015]）。

安全資産としての円と日本の法外な特権

表1 日米中の国際投資ポジションと投資収益収支（2015年）

	対外純資産残高	投資収益収支
日本	339.3兆円	20.8兆円
アメリカ	▲ 886.5兆円	24.4兆円
中国	192.4兆円	▲ 8.8兆円

参考：実質イールド

国	[期間]	資産	負債	ネット	対純資産
日本	[1996～2015年]	3.46%	1.76%	1.70%	6.00%
アメリカ	[1999～2015年]	1.81%	0.58%	1.23%	▲2.16%
中国	[2010～2015年]	0.42%	9.87%	▲9.45%	▲5.74%

注）アメリカ・中国の対外純資産（投資収益収支）は期末（期間平均）為替レートで円換算した金額。投資収益率は評価損益を考慮しないイールドであり、各国消費者物価上昇率で実質化した。対純資産項は分母を対外純資産、分子を投資収益収支とした場合の収益率を表す。

資料）日本：財務省「国際収支統計・第一次所得収支」「本邦対外資産負債残高」

（いずれも IMF BOP マニュアル第6版基準組み替え計数を使用した）。

アメリカ：U.S. Bureau of Economic Analysis, BOP and IIP, March 2016.

中国：中国外匯管理局「中国国際収支平衡表（時間序列数据）」、「中国国際投資実寸表（時間序列数据）」2016年3月。

IMF, *International Financial Statistics*, April 2016.

は2007～2011年累計で138.1兆円の為替評価損を被っており、この損失を割り引くと投資収益収支の黒字化という事実がかすんでしまいかねない。しかし、2012年末の安倍政権登場と平仄を合わせた円安転換により、2012～2014年のわずか3年間で累計166.0兆円の為替評価益が得られるに至っており、前回円高期に被った為替評価損は帳消しとなっている⁽³⁾。このように、為替レート変動（およびその他資産価格変動）による評価損益は少し長い期間で均してみるとキャンセル・アウトされる傾向があるにもかかわらず、事態が悪化したときのパフォーマンスの印象が根強く残り、その過去の履歴がなかなか

(3) 為替評価損益は財務省『財政金融統計月報（国際収支特集）』各年版（ただし2001年以降）に記載されている「本邦対外資産負債残高増減要因（試算）」によった。

表2 日本の国際投資ポジションの実質超過収益率

期間	実質超過収益率		
	合計[①+②]	①実質イールド	②実質評価益等
Habib [2010]			
1981～2007年	▲1.86%	0.80%	▲2.66%
o/w 1981～1995年	▲4.15%	0.16%	▲4.31%
1996～2007年	1.00%	1.60%	▲0.60%
Rogoff and Tashiro [2015]			
1977～2013年	▲1.74%	▲0.76%	▲2.50%
o/w 1977～1995年	▲4.38%	▲0.10%	▲4.28%
1996～2013年	1.05%	1.66%	▲0.61%

注) Habib [2010]の1981～1995年計数は、全期間と1996～2007年計数から逆算した。

消えないのである。

では、少し長い時間視野から見た日本の対外投資ポジションの投資収益率はどのようになっているのであろうか？この疑問に対して、表2に整理されている最近の研究事例は、日本の国際投資ポジションから得られる超過収益率は1990年代前半まではマイナスであったものの、長いデフレ期に入った1990年後半からは、評価損益を考慮しても年率1%程度の正の実質超過収益を得ていることを示している (Habib [2010], Rogoff and Tashiro [2015])。また、その主因は日本の対外投資の太宗である債券投資の超過収益であり、日本円が世界的な金融不安定期に「資金逃避先 (safe haven)」もしくは「安全資産」というヘッジ機能を持っているため (円高というキャピタル・ゲインの提供)、低利の資金調達が可能になったことによると説明される。国際金融システムの特別な地位から得られる超過収益は、一般に「法外な特権 (exorbitant privilege)」と呼ばれているが、日本円の「安全資産」としての特別なステータスのゆえに、日本は法外な特権を得られるようになったと言う訳である (Rogoff and Tashiro [2015])⁽⁴⁾。

しかし、先行研究は IMF BOP マニュアル第6版 (以下, “BPM6” と略記

する) 基準に基づくデータ改定以前の旧第 5 版 (BPM5 と略記) データによるものであり、また、計測に当たっての技術的詳細が一部明らかでないため、結果の頑健性が定かでない。実際、通常の計測方法をそのまま日本の改定データに適用して日本の国際投資ポジションの実質超過収益率を計測すると、1996～2015年平均でマイナス (プラスではない) 1.96パーセントという、先行研究とは全く逆の結論が導かれる⁽⁵⁾。

第二に、2010年頃から「リスク・オン期の円安、リスク・オフ期の円高」といういわゆるキャリートレード投資とその帰結が広く認識されるようになり、日本の法外な特権の源泉とされる「資金逃避先」もしくは「安全資産」としての日本円のステータスが自明のように言われてきた。しかし、卓越した経済的・軍事的パワーもない国の通貨がなによえ逃避先通貨の地位を得ているのか、また、そもそもなぜこうした日本円のステータスが確立されるようになったのかの経済学的説明は、ほとんどなされていないように思われる。

本稿の目的は、第一に、2014年に改定された BPM6 基準によるデータによって日本の国際投資ポジションの超過収益率を再推計し、先行研究の結論の頑健性を確認してみることである。その結果、先行研究は金融派生商品の金融フローと評価益等についてある調整を行っている可能性が高いことを明らかにする。第二に、日本円が世界金融不安定期の安全通貨としての役割を担っている原因の一端を、理論面に限定して説明する。特に「日本円が外国

(4) 「法外な特権」とは、1952～2004年の長期にわたってアメリカの国際投資ポジションから得られた超過収益率が2.11% (1973～2004年のポスト・ブレトンウッズ期には3.32%) であることを示した Gourinchas and Rey [2007] の記念碑的論文から広く使用されるようになった用語であり、元々は、米ドルというゼロ金利 (もしくは低利預金) の債務で高い収益を生む欧州企業資産を購入できるという当時の米ドルの特別なステータスを表現する言葉である (Gourinchas and Rey [2007, p. 12])。

(5) Rogoff and Tashiro [2015] の1996～2013年平均1.05%の実質超過収益率 (表2) に対し、同じ期間で計測した場合の平均超過収益率はマイナス1.73%であった。後出表3を参照。

投資家に対して金融不安定期にキャピタル・ゲインを提供するという意味での一種の保険通貨機能を果たしている理由は、実は日本の投資家（家計・企業）が外国の投資家に比べて危険回避的であるから」という逆説的な理論仮説を提示してみたい。⁽⁶⁾

本稿は次のように構成されている。まず、次節において、日本の国際投資ポジションの超過収益率の計測方法と技術的問題の処理、および BPM6 による組み換えデータを用いた1996～2015年の超過収益率とその要因の再推計を行う。続くⅡ節では、日本の国際投資ポジションの超過収益率と為替レート変動の特徴的な動き（世界的な景気後退期・金融不安定期の円高）を説明する一つの理論的試みを示す。

I 日本の国際投資ポジションの超過収益率の計測

1 方法論と第一次推計

最初に、国際投資ポジションの超過収益率の計測方法と言葉の定義について説明する。その基本は、次の国際収支の基本関係式(1)と対外純資産の蓄積方程式(2)である。

(6) Gourinchas et al. [2010] は、アメリカがリーマン・ショックのような金融逆境期に2兆ドルにのぼる巨額の評価損を被っているという意味で、法外な特権とともに「法外な負担 (exorbitant duty)」を負わなければならないとし、その保険提供者としてのアメリカのポジションを「アメリカが外国に比べてリスク回避的でない」というリスク回避度の違いで説明する理論枠組みを示している。これに対し、同じリスク回避度の違いに着目するものの、「日本の投資家がリスクを回避しようとするがゆえに、逆に世界的不況や金融不安期に保険提供者となる（円高による莫大な為替評価損を被る）」という意味で、われわれの論点は「逆説的」である。ちなみに、Bénétrix et al. [2015] によると、2008年の世界金融危機時において最大の対外投資評価損を被った国はアメリカではなく、実は日本であった。

安全資産としての円と日本の法外な特権

$$FA_t = (NX_t + IB_t) + KA_t + EO_t \quad (1)$$

$$NFA_t = NFA_{t-1} + FA_t + VC_t + OC_t \quad (2)$$

ここで、記号は次のように定義されている。⁽⁷⁾

FA ：金融収支 NX ：財・サービス収支 IB ：投資収益収支

KA ：資本移転等収支 EO ：国際収支誤差脱漏

NFA ：対外純資産残高

VC ：為替レートを含む資産価格変動による評価損益

OC ：その他要因による対外資産・負債残高変動

(1)式を(2)式に代入して整理すると、次式を得る。

$$NFA_t = \left(1 + \frac{IB_t}{NFA_{t-1}} + \frac{VC_t + OC_t}{NFA_{t-1}}\right) NFA_{t-1} + NX_t + KA_t + EO_t \quad (3)$$

それゆえ

$$\text{イールド } I_t = \frac{IB_t}{NFA_{t-1}} \quad (4-1)$$

$$\text{評価益等 } V_t = \frac{VC_t + OC_t}{NFA_{t-1}} = \frac{NFA_t - NFA_{t-1} - FA_t}{NFA_{t-1}} \quad (4-2)$$

$$\text{収益率 } R_t = I_t + V_t \quad (4-3)$$

(7) 投資収益収支に焦点を当てるため、財・サービス収支には第一次所得収支のうちの雇用人報酬およびその他第一次所得収支、および第二次所得収支を含めている。それゆえ(1)式右辺第一項 $NX_t + IB_t$ は経常収支を意味する。

と定義すると、(3)式右辺第一項は $(1+R_t)NFA_{t-1}$ と表せる。つまり R が対外純資産の投資収益率であり、それは(4)式によって計測可能である。なお、アメリカと異なり、日本の対外資産負債残高表と金融収支から計測可能な評価益等の内容について、評価益 VC とその他要因 OC を区分できない⁽⁸⁾ことに注意する。

以上は対外純資産に対する収益率を定義したが、グロスの資産・負債についても同様に定義可能である。また、実質収益率 r は p_t を当期インフレ率⁽⁹⁾とすると、 $r=(1+R_t)/(1+p_t)-1$ により計測できる。

表3 日本の国際投資ポジションの超過収益率

期 間	実質収益率 合計[①+②]	①実質イールド	②実質評価益等
1996～2015年			
資産	8.05%	3.40%	4.65%
負債	10.02%	1.11%	8.31%
ネット	▲1.96%	1.70%	▲3.66%
参考：1996～2013年			
資産	8.16%	3.62%	4.54%
負債	9.89%	1.92%	7.97%
ネット	▲1.73%	1.70%	▲3.43%

資料) 筆者計測。

(8) その他要因 OC は、①取引区分の変更(例えば株式投資が持ち分比率10%を超えると、証券投資から直接投資扱いとなる)、②統計カバレッジの変更(従来計上対象でなかった取引の新規計上に伴う不連続性調整)、③統計方法の変更(例えば直接投資残高が取得価格集計から自己資本集計に変更されたことに伴う調整)④貸付先倒産等に伴う損金償却など、取引を伴わない残高変化の調整、⑤金融収支フロー統計と残高ストック統計の統計不突合の調整、などを補正するための調整項である。なお、評価益のうち為替レート変動に伴う評価損益の試算値が、2001年より『財政金融統計月報(国際収支特集)』において公表されている。

(9) イールドと評価益等を加えた総収益率の実質値は $(1+I_t+V_t)/(1+p_t)-1$ となり、個々の項目を加えたものと一致しない(Habib [2010])。しかし、日本の場合インフレ率そのものが非常に低いため、この adding-up 問題は重要な影響を及ぼ

以上の計測式(4)に従って、BPM6 基準組み替え計数により日本の国際投資ポジションの超過収益率を計測してみた。結果は表3に整理されている。先行研究を整理した表2のそれらとは異なり、データの得られる1996～2015年の日本の平均超過収益率はマイナス1.96%であり、プラスという結果は得られない。

2 評価益等の検討と補正

ではなぜ先行研究例と矛盾する結果が得られたのであろうか？1996～2013年の日本の国際投資ポジションの超過収益率を計測した Rogoff and Tashiro [2015] の結果(表2の下段)と、BPM6 データの下で計測期間を同じに設定した表3の下段の参考欄を比較対照すると、実質イールド計測値はほぼ同じであるのに対し、実質評価益等の計測値が大きく異なることが分かる。主因は「評価益等」の処理の仕方である。

日本では①資産価格変動による純粋の評価益 VC と②その他要因による資産・負債の変動 OC を分離できないが、アメリカのインカム・パズル論争では、このその他要因 OC の処理の仕方により結果が大きく異なることが知られている。⁽¹¹⁾そこで、資産・負債の項目を直接投資、株式・投資ファン

さない。それゆえ、以下ではこの問題を見放し、単純に実質イールドと実質評価益等の合計を実質収益率と定義する。

(10) データは日本銀行ウェブサイトから入手した(国際収支の状況・経常収支、金融収支、対外資産負債残高)。ただし、1995年末対外資産・負債のみ旧 BPM5 基準の計数を使用している。

(11) Curcuru et al. [2013], Gourinchas and Rey [2014] に手際のよい整理がなされている。後者のサーベイによると、「その他要因 OC を評価益とカウントする方法、金融フローとしてカウントする方法、直接投資とその他の投資で OC の処理を変えた方法により、1952～2011年の超過収益率は1.6%から2.7%の違いが観察され、OC を誤って測定された評価益とみなす第一の接近で最も高く、逆に誤って測定された金融フローとみなす第二の接近で最も低い超過収益率が計測される。しかし、処理の違いによる水準の相違はあるものの、超過収益が計測される事実そのものは変わらない」と要約されている。

表4 日本の対外資産負債増減要因中の評価益等（1996～2015年平均）

単位：兆円			
	資産	負債	ネット
全体	24.4	25.4	▲1.0
内訳			
直接投資	▲0.8	0.2	▲0.9
株式・投資ファンド持ち分	4.0	3.0	1.0
債券	▲1.1	▲1.0	▲0.1
金融派生商品	20.9	21.3	▲0.4
その他投資	0.2	2.1	▲1.9
外貨準備	1.3	—	1.3
内、為替評価益			
全体	6.5	1.9	4.6
直接投資	1.3	0.0	1.2
株式・投資ファンド持ち分	1.2	0.0	1.2
債券	1.9	0.2	1.7
金融派生商品	0.0	0.0	0.0
その他投資	0.8	1.7	▲0.9
外貨準備	1.0	—	1.0

注) $Asset_t - Asset_{t-1} - FA_t$ に従って計算した。為替評価益は、財務省『財政金融統計月報（国際収支特集）』の「本邦対外資産負債残高増減要因（試算）」データの2001～2014年平均値。

資料) 日銀「国際収支の状況・金融収支」（BPM6 基準組み替え計数）、財務省「対外資産負債残高」、財務省『財政金融統計月報（国際収支特集）』2002～2014年。

ド持ち分、債券、その他投資、外貨準備に区分して評価益等 $VC+OC$ を計測してみた。その結果が表4に整理されている。明らかに金融派生商品のみが突出しており、その他の投資項目の評価益等は、平均化すれば大きくない。

金融派生商品の評価益等が大きい理由は次のように説明できる。

(i) 金融フローと残高変化の調整⁽¹²⁾

・契約時に資金の受け払いが発生しない金融派生商品は、「契約時点」ではなく「決済時点」で取引を記録する。

安全資産としての円と日本の法外な特権

- ・保有されていたポジションが決済された時点で、国際収支表統計・金融収支に「資産負債の減少（取引要因）」として計上され、時価変動はワラントなど一部を除いて計上されない。
- ・一方、金融派生商品の残高は、年末時点での受取未済残高（資産）、年末時点での支払未済残高（負債）を表す。そのため、年度末未決済残高がゼロでも、期間中の決済フロー額が金融収支に記録される。このように、金融派生商品の評価額等は「評価替え」VC というよりも、金融フローと残高変化を整合化するための調整項である。

(ii) 統計カバレッジの拡大

- ・2004年まで金融派生商品はオプション、新株予約権等が計上対象であったが、2005年より先物・先渡し契約、2014年よりスワップが計上対象となった。
- ・この対象範囲拡大の影響（残高増加）は、対応項目としてのその他要因OCに吸収されて調整されている。そのオーダーは資産、負債ともに2005年で約2.5兆円、2014年で約50兆円、2015年で約13兆円であり、決して小さくない。
- ・この統計範囲の拡大による調整額OCは、言葉の真の意味での「評価益」とは言えない。

このように、日本の国際投資ポジション統計から計測された金融派生商品の評価益等は、投資収益率を構成するキャピタル・ゲインとは異質のものである。また、金融派生商品には投資収益収支に計上する収益があるわけでもな

(12) 以下の説明は、日本銀行国際局「2014年の国際収支統計および2014年末の本邦対外資産負債残高」『BOJ Reports & Research Papers』2015年8月、pp. 28-29を参照した。

表5 日本の国際投資ポジションの超過収益率：金融派生商品を除く

期 間	実質収益率 合計[①+②]	①実質イールド	②実質評価益等
1996～2015年			
資産	3.99%	3.43%	0.56%
負債	3.00%	1.73%	1.27%
ネット	0.99%	1.70%	▲0.71%
参考：1996～2013年			
資産	4.24%	3.63%	0.61%
負債	3.14%	1.93%	1.21%
ネット	1.10%	1.70%	▲0.60%

資料）筆者計測。

いので、以下では金融派生商品を除いた計数で日本の国際投資ポジションの超過収益率⁽¹³⁾を計測する。

結果は表5に整理されている。金融派生商品の評価益項の影響を取り除くと、日本は1996～2015年の20年間で平均0.99%の超過収益を得ている。そしてその主要因は資産・負債の実質イールド格差であり、金融派生商品を除く資産・負債項目の評価益等はマイナス0.71%と比較的小さい⁽¹⁴⁾。ちなみに計測期間を1996～2013年に変更した結果（表5の下段）は、表2に示されているRogoff and Tashiro [2015] のそれとほぼ同じである。このことはまた、彼らの結果が金融派生商品の評価益項の影響を除外して得られていることを示唆

(13) 金融派生商品を除外して考える接近は、①その残高が非常に小さいため、その対外資産負債残高への影響は限定的である。②しかし、国際収支の複式簿記原則によると、金融派生商品の貸方・借方対応項目がその他投資の現・預金等に紛れ込んでいる可能性が高い。この後者②の影響を取り除いていないという意味で、われわれの接近は不完全であるかもしれない。

(14) その他要因 OC を除外したアメリカの国際投資ポジションの超過収益率を計測した Curcuru et al. [2013] では、1990～2011年の実質超過収益率は1.9%、その内訳は実質イールド格差が1.5%、残り0.4%が実質評価益であり、原因は異なるにしても日本の超過収益率の構造と似ている。

している。

3 超過収益の源泉

前項において、日本の国際投資ポジションの超過収益率を計測する際に、金融派生商品の影響を除くことが望ましい理由を説明し、それを除外した場合、日本の国際投資ポジションの超過収益率は1996～2015年平均で0.99%と、先行研究とほぼ整合的な結果が得られることを示した。次に超過収益の源泉を知るために、定石に従って超過収益率を収益効果 (return effect) と構成効果 (composition effect) に分解する (Gourinchas and Rey [2007])。

いま、 $S_k^A(S_k^L)$ を、資産 (負債) 項目 k の残高シェア、 $R_k^A(R_k^L)$ を資産 (負債) 項目 k の名目収益率と定義する。このとき、名目収益率は $R^j = \sum_k S_k^j R_k^j (j=A, L)$ と定義されるので、名目超過収益率は

$$R^A - R^L = \sum_k \bar{S}_k (R_k^A - R_k^L) + \sum_k \bar{R}_k (S_k^A - S_k^L) \quad (5)$$

where $\bar{S}_k = 0.5(S_k^A + S_k^L)$, $\bar{R}_k = 0.5(R_k^A + R_k^L)$

と分解できる (A は資産、 L は負債を表す)。この(5)式右辺第一項が収益効果であり、第二項が構成効果である。また、実質収益率格差は辺々を $1 +$ インフレーション率 p で割ることにより計測可能である。⁽¹⁵⁾

この要因分解を行うに際し、二点だけ技術的な問題点を指摘しておこう。第一に、日本の対外資産負債の直接投資残高は簿価であり、アメリカのような再生産費用評価額・時価評価額ではない。⁽¹⁶⁾ 第二に、外貨準備の投資収益が

(15) r を実質収益率とすると、 $1+r=(1+R)/(1+p)$ である。したがって、 $(1+p)(1+r^A)-(1+p)(1+r^L)=R^A-R^L$ であるので、 $r^A-r^L=(R^A-R^L)/(1+p)$ により実質収益率格差を計測可能である。

(16) ただし、1999年以降、時価評価額残高の試算値 (2013年以降は公式統計) が公表されている。日本銀行「直接投資残高の市場価格推計値の公表について」2007年

表 6 日本の国際投資ポジションの収益率格差要因分解

	収益率格差	収益効果	構成効果
合計	0.99%	1.52%	▲0.53%
内訳			
直接投資	0.19%	▲0.32%	0.51%
株式・投資ファンド持ち分	▲0.25%	1.17%	▲1.42%
債券	1.69%	1.23%	0.46%
その他投資	▲0.63%	▲0.56%	▲0.07%

注) 丸目誤差により、合計が全体に一致しない場合がある。

資料) 筆者計測。

表 7 日本の国際投資ポジションの構成 (1995～2015年平均)

	対外資産	対外負債	純資産
直接投資	11.3%	4.1%	22.1%
株式・投資ファンド持ち分	9.5%	28.1%	▲18.8%
債券	34.9%	20.1%	57.3%
中長期債	34.0%	14.0%	63.3%
短期債	0.9%	6.0%	▲ 6.0%
その他投資	44.3%	47.7%	39.4%
内、外貨準備	15.0%	—	36.4%

注) 金融派生商品を除く。外貨準備はその他投資 (資産項目) に含めている。

資料) 財務省「本邦対外資産負債残高」。

明らかにされていない。以下では直接投資残高は原データを使用し、Habib [2010] に従って外貨準備はその他投資に含めて計測を行うことにする。

結果は表 6 にまとめられている。なお、構成効果を理解するための補助情報として、日本の国際投資ポジションの残高構成を表 7 に、また、収益効果を理解するための情報として、個別投資項目別実質収益率の要約表を表 8 にそれぞれ示しておく。

その特徴を整理すると次のようになろう。第一に、日本の対内直接投資が

5 月 25 日、および毎年公表される日銀国際局「本邦対外資産負債残高」報告を参照。

安全資産としての円と日本の法外な特権

表 8 投資項目別実質収益率と超過収益率（1996～2015年平均）

	資産	負債	ネット
全体			
収益率	3.99%	3.00%	0.99%
イールド	3.43%	1.73%	1.70%
評価益等	0.56%	1.27%	▲0.71%
直接投資			
収益率	4.40%	9.36%	▲4.96%
イールド	6.76%	8.29%	▲1.53%
評価益等	▲2.35%	1.07%	▲3.43%
株式・投資ファンド持ち分			
収益率	14.32%	8.80%	5.52%
イールド	4.96%	1.22%	3.74%
評価益等	9.36%	7.58%	1.78%
債券			
収益率	4.76%	0.24%	4.52%
イールド	4.86%	2.22%	2.64%
評価益等	▲0.09%	▲1.98%	1.89%
その他投資			
収益率	1.59%	2.76%	▲1.17%
イールド	1.11%	1.28%	▲0.17%
評価益等	0.48%	1.48%	▲1.00%

注）収益率はイールドと評価益等の合計。外貨準備はその他投資に含められている。

資料）筆者計測。

主要国で最も低調である現実を反映して、直接投資の構成効果は0.51%のプラスを計上している。しかし、日本の対外直接投資収益が対日直接投資収益に比べて芳しくないことにより収益効果はマイナス、その結果、トータルとしての直接投資の寄与は0.19%と小さい。第二に、株式投資は日本の株式収益率が海外に比べて低調であったため収益効果はプラスであったが、対外株式投資シェアよりも対日株式投資シェアが高いため、構成効果はマイナス1.42%の寄与度となっている。その結果、トータルでは両者がほぼ同じオーダーで拮抗し、寄与度はほぼゼロである。このように、日本の国際投資ポジ

ションの超過収益率の説明要因としてのエクイティ関連投資の役割は、アメリカとは逆に非常に低い。また、その他投資についても同様である。

これに対して、日本の国際投資ポジションの超過収益率を説明する最大の要因は、先行研究が明らかにしているように債券投資である（Habib [2010], Rogoff and Tashiro [2015]）。実際、対外債券投資残高シェアが対内債券投資残高シェアよりも高いことによるプラス0.46%の構成効果に加えて、対外投資収益率の相対的高さを反映した収益効果1.23%が加わり、全体としてプラス1.69%の寄与度となっている。

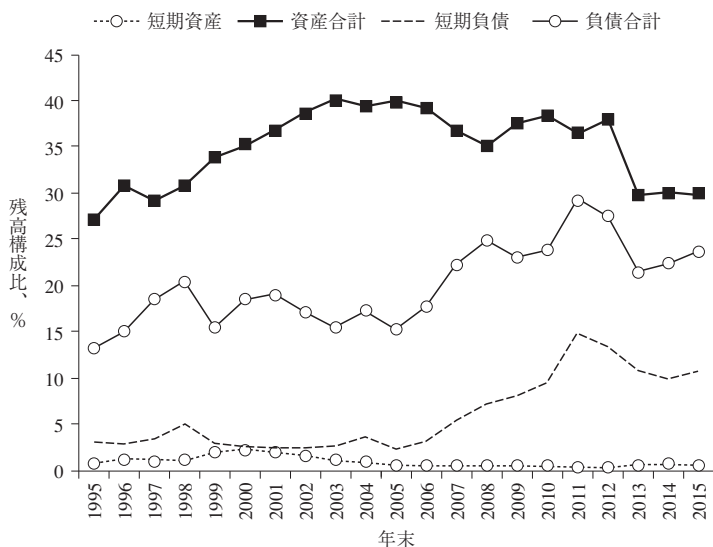
4 満期変換と超過収益率

ここで、債券投資の構成効果がプラスに現れている点についてさらに理解を深めておこう。例えば、Gourinchas and Rey [2007] は1952～2004年のアメリカの超過収益率とその要因を計測し、ポスト・ブレトンウッズ期（1973～2004年）において超過収益率に占める構成効果の寄与率が全体の4分の1に高まったことを根拠に、アメリカはブレトンウッズ期の「世界の銀行」から、低利の債券で負債を負い、リスクیだがハイリターンのエクイティ投資を行うことでエクイティ・プレミアム分の超過収益を稼得する「世界のベンチャー・キャピタル」に変貌したと主張している。これと同様の論理で、日本が1%の超過収益を国際投資から得られるようになった源泉の一つとして、短期で借りて長期で運用する満期変換機能の提供と、それから派生するターム・プレミアムの稼得の可能性がある。実際、2007年以降の世界金融不安拡大に伴い、日本の短期国債に対する外国投資が急増し、現時点では債券対外債務の過半を占めるようになった（図1）。

論点を明確にするため、投資対象を中長期債と短期債の二つに限定し、前者の残高シェアを S_t^j 、後者のそれを S_t^j と ($j=A, L$) と定義する。ここで定義により $S_t^j + S_t^j = 1$ であるので、 $(S_t^A - S_t^L) + (S_t^A - S_t^L) = 0$ である。もし

安全資産としての円と日本の法外な特権

図1 日本の対外資産・負債残高に占める債券残高の割合
(金融派生商品を除く)



資料) 財務省「本邦資産負債残高」。

て、中長期債収益率を r_l 、短期債のそれを r_s と置く（資産・負債ともに同じと仮定する）。このとき、総収益率格差は

$$r^A - r^L = (S_l^A r_l + S_s^A r_s) - (S_l^L r_l + S_s^L r_s) = (r_l - r_s)(S_l^A - S_l^L) \quad (6)$$

と表せるので、短期債よりも中長期債の利回りが高い ($r_l > r_s$) 場合に中長期債のロング、短期債のショート・ポジション（すなわち $S_l^A - S_l^L > 0 > S_s^A - S_s^L$ ）を組成すれば、超過収益を稼得できる。以上が満期変換による超過収益実現の論理である。

では、日本の場合、実際はどのようなになっているのでしょうか？ 表9は、債券投資に絞って、その超過収益率の要因分解を試みた結果である。日本の

表9 債券投資超過収益率の要因分解

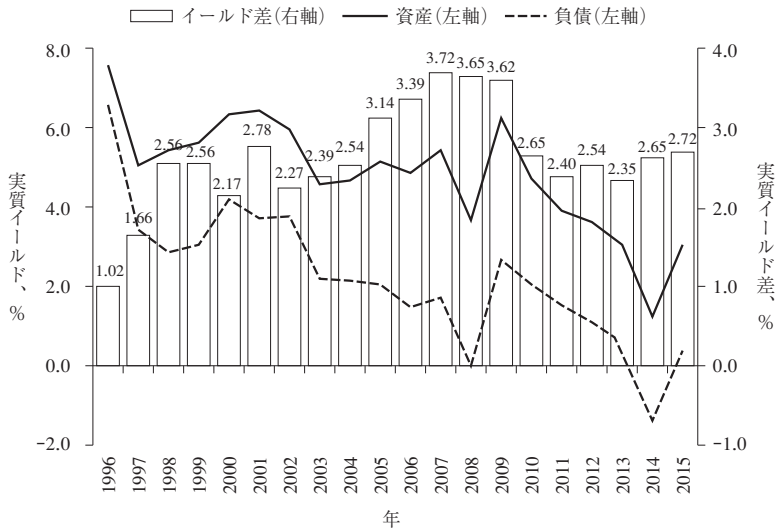
	超過収益率	収益効果	構成効果
1996～2015年			
債券合計	4.52%	4.27%	0.26%
中長期債	2.55%	1.56%	0.99%
短期債	1.97%	2.71%	▲0.73%
参考：2007～2015年			
債券合計	1.36%	3.93%	▲2.57%
中長期債	1.22%	0.21%	1.01%
短期債	0.14%	3.72%	▲3.58%

資料) 筆者計測。

国際投資ポジションの超過収益を説明する最大の要因である債券投資の超過収益率は、1996～2015年平均で4.52%である。このうち、短期債の残高シェアは資産が平均2.7%、負債が平均28.0%と負債残高シェアが高く（その対極として中長期債は資産残高シェアが高く）、表面上は満期変換ポジションをとっている。その結果、短期債の構成効果はマイナス0.73%、中長期債のそれはプラス0.99%と推計されており、予想通りの結果となっている。しかし、この満期変換による構成効果のトータルはわずか0.26%、全超過収益率4.52%の内の6パーセントの寄与率しかない。また、短期債の対外債務が急増した2007年以降に限定しても、全体としての構成効果はマイナス2.57%である（表9下段）。このように、日本では短期債のショート・ポジション、中長期債のロング・ポジションの傾向が最近強くなっているものの、満期変換による超過収益率のかさ上げ効果はほとんどないことが分かる。

その理由は単純であり、資産・負債の債券収益率が短期債（1996～2015年平均イールド3.63%）と中長期債（同3.88%）とでほとんど異ならず、短期的に大きく変動する評価益等を均せば、ターム・プレミアムに相当する $r_t - r_s$ がほぼゼロだからである。むしろ、日本の債券超過収益率の源泉は、対外

図2 内外債券実質イールドの推移



資料) 筆者計測。

資産の収益率が国内収益率よりも満期の如何に拠らず、一般に高く推移してきたことにある。

図2は、日本の債券実質イールドの推移を図示したものである。明らかに1990年代後半以降、日本国内の実質金利が低下することにより、債券の超過イールドが1996年の1.0%から2007年の3.7%へと4倍近くに拡大している。そして、このスプレッドの拡大は、リーマン・ショック後やや縮小したものの、2015年時点でも2%台半ばを維持している。このように、日本の国際投資ポジションの超過収益率の主源泉は、日本の長期デフレ持続に伴う債券実質収益率格差の拡大なのである。⁽¹⁷⁾

(17) もちろん、短期的には主として為替レート変動による評価益等の影響が非常に大きいことは言うまでもない。

II 円の国際的ステータスと日本の法外な特権：簡単な理論枠組み

前節において、BPM6 基準の改定データによって日本の国際投資ポジションの超過収益率を計測したところ、金融派生商品の影響を除いた場合、日本は1996～2015年平均で年率0.99%の正の超過収益を稼得していることを確認した。そして、その主因が債券投資の超過収益率にあり、しかも満期変換によるターム・プレミアムではなく、単純に内外債券イールド格差が1990年代後半以降の日本の実質イールド低下によって1%から2.5～3.7%に拡大したことがキー・ファクターであったことを示した。では、こうした状況は「安全資産としての円」という日本円の国際的なステータスとどのような関係があるのだろうか？本節では、この素朴な疑問を、近年発展著しい「リスクに基づく為替レート決定論 (risk-based view of exchange rate determination)⁽¹⁸⁾」の視点から説明する試みを示してみたい。

1 通貨リスク・プレミアム

2009～2012年のユーロ危機とその後の余波を受けて、スイス・フランおよびユーロ（その他ユーロと密接な関係を持つ北欧通貨）のマイナス金利が出現するまで、日本の円金利が世界最低水準で推移するという事態が長らく続いてきた。こうした1990年代後半から持続する日本の特殊事情により、日本円は世界的なキャリートレード取引の盛行の中で、格好のファンディング通貨として位置付けられてきた。リスク・オン期の円安、リスク・オフ期の円高という特に2000年代において顕著に観察されるようになった経験的パターンも、この世界最大のロー・キャリー通貨としての日本円のステータスによるとされてきたのである。⁽¹⁹⁾

(18) 手頃なサーベイとして、Engel [2014], Lusting and Verdelhan [2012] を参照されたい。

その一つの可能な説明は、世界共通のいわばキャリートレード・リスクと⁽²⁰⁾でも呼ぶべき要因に対するリスク・プレミアムに訴えるものである。いま、単純化のため自国（日本）と外国の二つの国を考え、各国は各国財に完全特化し、家計は100パーセントのホームバイアスを持っていると仮定する。⁽²¹⁾そして、 $R_i(R_i^*)$ を各国（外国）のリスク・フリー粗実質金利、 Q_i を自国財価格で測った外国財相対価格（外国財1単位と交換可能な自国財の量）と定義される実質為替レート、 $M_{t+1}(M_{t+1}^*)$ を各国の確率的割引因子（消費の異時点間限界代替率であり、均衡では各国の条件付きリスクの価格に一致する。以下 SDF と略記する）とそれぞれ定義する。なお、簡単化のため名目物価変動を捨象し、実質と名目を区別していない。このとき、完備市場を仮定すれば、投資家の最適化行動ならびに価格裁定により、次の三つの基本的関係が成立する（ $E[\]$ は期待値を表す数学的オペレーターである）。

$$E_t[M_{t+1}R_i] = 1 \quad (7)$$

$$E_t[M_{t+1}^*R_i^*] = 1 \quad (8)$$

$$\frac{Q_{t+1}}{Q_t} = \frac{M_{t+1}^*}{M_{t+1}} \quad (9)$$

(19) スイス・フラン、ユーロのロー・キャリー通貨化によりしばらく鳴りを潜めていたが、中国の景気減速懸念から発したとされる2015年8月や2016年第一四半期の世界的金融不安拡大期における急速な円高現象が、最近の分かりやすい事例である。なお、以下では特に断らない限り、ロー・キャリー通貨を低金利通貨、ハイ・キャリー通貨を高金利通貨と同義に使用する。

(20) 世界共通のキャリートレード・リスクというコンセプトは、この分野の最も重要な貢献の一つである Lusting et al. [2011] による。

(21) 各国財への完全特化と100パーセントのホームバイアスという極端な仮定を置いているので、ここでの実質為替レートは事実上各国非貿易財の相対価格という意味を持つ。ちなみに、このような極端な仮定を置く理由はモデルの操作性にあるが、実質為替レートはかなりの程度非貿易財相対価格動向によって左右されるので、この処理が全く非現実的という訳でもない (Farhi and Gabaix [2016])。

(7)(8)式は各国の消費オイラー条件であり、任意資産の将来収益を確率的割引因子によって割り引いた期待値が現在の資産価格に一致するという現代資産価格決定理論の基本的関係である。(9)式は完備国際資本市場を仮定した場合の内外条件付き証券の価格裁定式であり、各国 SDF を所与とすると、この三つの式により三つの資産価格 $\{R, R^*, Q\}$ が決まる。

以下、小文字を大文字変数の対数変換値と定義しよう。例えば $r = \log R$ である（底は自然数とする）。そして Δ を階差を表すオペレーターとする ($\Delta X_{t+1} = X_{t+1} - X_t$)。このとき、(7)～(9)式は次のように変形できる。

$$r_t = -E_t[m_{t+1}] - L(M_{t+1}) \quad (7')$$

$$r_t^* = -E_t[m_{t+1}^*] - L(M_{t+1}^*) \quad (8')$$

$$\Delta q_{t+1} = m_{t+1}^* - m_{t+1} \quad (9')$$

ここで関数 $L(\cdot)$ はエントロピーと呼ばれる不確実性尺度であり、次のように定義されている ($L(M_{t+1}^*)$ も同様に定義できる)⁽²²⁾。

$$L(M_{t+1}) = \log E_t[M_{t+1}] - E_t[\log M_{t+1}] > 0 \quad (10)$$

したがって、自国サイドから見た外国投資超過収益率は

$$rp_t = \{r_t^* + E_t[\Delta q_{t+1}]\} - r_t = L(M_{t+1}) - L(M_{t+1}^*) \quad (11)$$

(22) 対数関数 $\log(\cdot)$ は厳密な意味での凹関数 (concave function) であるので、Jensen の不等式より、SDF が一点に退化しない限り、エントロピーは必ず正值である。また、Rothschild-Stiglitz の意味での SDF の平均保存的拡散は、エントロピーを必ず増大させる。なお、エントロピー関数は所得不平等のタイル第二尺度としても知られている。

と表現できる。このように、外国資産投資の超過収益率はリスク負担の代価であるリスク・プレミアム rp_i に等しく、それは各国投資家 SDF のエントロピーの差に等しい。エントロピーは不確実性の尺度であるので、結局のところ対外投資の超過収益率は、各国投資家の不確実性評価の「差」に依存しているのである。なお、この論点は、特定の変数確率分布に依存しない一般的結論であることに注意しよう。

ここで、両国に共通の世界的リスク（世界的な景気変動リスクやそのボラティリティ）を想定し、このリスクに対して超過収益率もしくはリスク・プレミアムがどのように反応するか（リスクの価格付けが行われるか）を考えてみよう。なお、ここでは特定国の固有リスク要因ではなく、グローバルな共通リスクに晒される環境を念頭に置き、ロー・キャリア通貨資産のショートとハイ・キャリア通貨資産のロング・ポジションによるキャリートレード取引のリスク・プレミアムとその代価である超過収益率を問題とする。そして、自国の投資家の相対危険回避度 γ が外国投資家のそれ γ^* よりも高いという意味で、自国投資家がより危険回避的と仮定する。このとき、SDF は将来の限界効用を反映しているので、同じリスクに対して、自国のエントロピー $L(M_{t+1})$ は外国のそれ $L(M_{t+1}^*)$ に比べて大きいはずである。なぜなら、相対危険回避度は消費変動に対する限界効用変動の程度の大きさであり、仮定により自国投資家 SDF M_{t+1} の振れ方の方が外国投資家のそれに比べて大きいからである。したがって、自国投資家がより危険回避的であるとき、常識的ではあるものの、外国投資超過収益率（＝リスク・プレミアム）は正値をとる。また、不確実性の程度が増すと、より危険回避的な自国のエントロピーが相対的にも上昇するので、通貨リスク・プレミアムもやはり増加すると考えられる。⁽²³⁾

(23) 議論はもっぱら自国投資家サイドから展開されているが、同じことを外国投資家サイドから眺めると、自国資産に対する通貨リスク・プレミアムは $-rp_i =$

2 ロー・キャリー国の通貨プレミアムと為替レート変動

このように、外国投資の正の超過収益率は、外国投資家に比べて自国投資家がリスク回避的という仮定を置くことにより、直感的レベルでは比較的容易に説明可能である。しかし、問題は、こうしたリスク回避度の差によってロー・キャリー通貨である日本円のその他の特徴的な動きが説明可能か否かということであろう。より具体的には

- ① ロー・キャリー通貨に正の通貨プレミアム（マイナスの通貨リスク・プレミアム）が付く
- ② 世界金融不安定期にロー・キャリー通貨は増価し、逆に安定期には減価する

という特性の説明可能性である。ここで、①は日本の国際投資ポジションの超過収益率が正であることに関係しており、②は世界的な金融不安定期に日本円のようなロー・キャリー通貨が「資金逃避先」もしくは「安全」通貨として買い進められることをそれぞれ意味している。この節の目的は、こうした諸特性が、自国投資家がよりリスク回避的に行動するようになったことによって整合的に説明可能であることを、特定の簡略化された理論モデルによって示すことである。

そのため、両国家計の効用関数は Epstein and Zin [1989] による recursive preferences とし、各国家計の消費成長率 g_t （景気の代理変数と解釈する）が、確率的ボラティティ変動を許容した次のような共通の確率過程に従うとしよう。⁽²⁴⁾

$L(M_{t+1}^*) - L(M_{t+1}) < 0$ となる。それゆえ自国サイドからみた外国資産に対する正の通貨リスク・プレミアム（もしくは超過収益率）と外国サイドから見た自国資産に対する正の通貨プレミアムは、同じ鏡の表と裏の関係にある。

安全資産としての円と日本の法外な特権

$$g_{t+1} = g - \sigma_u(v_t)^{1/2} u_{t+1} \quad (g \geq 0, \sigma_u > 0) \quad (12-1)$$

$$v_{t+1} = v + \sigma_w w_{t+1} \quad (v > 0, \sigma_w > 0) \quad (12-2)$$

where $u_{t+1}, w_{t+1} \sim iid N(0, 1)$

この設定では、(12-1)式の右辺第二項 $\sigma_u(v_t)^{1/2} u_{t+1}$ を世界景気減速リスク、 $\sigma_w w_{t+1}$ をそのボラティリティ・リスクと解釈する。⁽²⁵⁾ このとき、各国投資家は景気変動リスク $\sigma_u^2 v_t$ とそのボラティリティ・リスク σ_w^2 の二つのリスクを評価し、SDF は次のようになる（外国投資家も同様である）。

$$E_t[m_{t+1}] = -m_0 - \lambda_u E_t[\sigma_u(v_t)^{1/2} u_{t+1}]^2 - \lambda_w E_t[\sigma_w w_{t+1}]^2 \quad (13)$$

$$m_{t+1} - E_t[m_{t+1}] = \theta_u \{\sigma_u(v_t)^{1/2} u_{t+1}\} + \theta_w \{\sigma_w w_{t+1}\} \quad (14)$$

ここでパラメーターは次のように定義されており、 m_0 を除いてすべて相対リスク回避度 γ に依存している（ β は割引因子、 φ は消費の異時点間代替弾力性、 k は正值の効用関数近似パラメーターである）。

$$m_0 = -\log \beta + \varphi^{-1} g > 0 \quad (15-1)$$

$$\lambda_u = \frac{1}{2}(\varphi^{-1} - \gamma)(1 - \gamma) > 0 \quad \text{if } \gamma > 1 > \varphi^{-1} \quad (15-2)$$

$$\lambda_w = \frac{1}{2}(\varphi^{-1} - \gamma)(1 - \gamma)(A_2)^2 > 0 \quad \text{if } \gamma > 1 > \varphi^{-1}, \quad (15-3)$$

(24) 以下は青木 [2015] で使用されたモデルの簡略化されたバージョンであり、その技術的詳細は補論を参照されたい。なお、リスク回避度の差による通貨リスク・プレミアムの説明は、Engel [2016, pp. 460-461] によっても示されている。

(25) 確率変数 w_t が正規分布に従うとき、確率的ボラティリティ v_t が正值をとる保証はない。しかし、この点は結果に大きな修正をもたらさないことが分かっているので (Backus et al. [2014])、 v_t が正值と仮定して分析を進める。なお、例えば v_t がガンマ分布に従うと仮定することによりこの技術的問題を容易に解決可能であるが、その代償として分析の複雑化は避けられない。

$$\text{where } A_2 = \frac{1}{2}k(1-\gamma)\sigma_u^2$$

$$\theta_u = \gamma > 0 \quad (15-4)$$

$$\theta_w = (\varphi^{-1} - \gamma)A_2 = \frac{1}{2}k(\varphi^{-1} - \gamma)(1-\gamma)\sigma_w^2 > 0 \quad \text{if } \gamma > 1 > \varphi^{-1} \quad (15-5)$$

ただし、以下では相対リスク回避度 γ および代替弾力性 φ はともに1.0よりも大きく、家計は不確実性の早期解決を選好する ($\gamma > 1 > \varphi^{-1}$) ことを仮定する。(13)式が示しているように、投資家は限界効用を低下させるという意味で二つの市場リスクをマイナスに評価しており、その程度が λ である(リスクの市場価格と呼ばれる)。そしてリスク回避度が高いほど、リスクの市場価格は高くなる。リスクを嫌うからである。また、(14)式が示しているように、世界景気減速ニュースやそのボラティリティ増大ニュースが明らかになったとき、いずれの場合も限界効用は上昇するが、リスク回避度 γ が高いほどその程度は大きい。

さて、以上の準備の下で、まずキャリートレードの目安とされる金利差の決定要因を探ってみよう。すべての変数が対数正規分布に従うと仮定しているので、SDF のエントロピーは $L(M_{t+1}) = \log E_t[\exp\{m_{t+1}\}] - E_t[m_{t+1}] = (1/2) \text{Var}[m_{t+1}]$ と簡単化される。それゆえ

$$L(M_{t+1}) = \frac{\theta_u^2}{2} E_t[\sigma_u(v_t)^{1/2} u_{t+1}]^2 + \frac{\theta_w^2}{2} E_t[\sigma_w w_{t+1}]^2 \quad (16)$$

である。ここで(11)式より

$$rp_t = \{r_t^* + E_t[\Delta q_{t+1}]\} - r_t$$

安全資産としての円と日本の法外な特権

$$= \frac{1}{2}(\theta_u^2 - \theta_u^{*2})E_t[\sigma_u(v_t)^{1/2}u_{t+1}]^2 + \frac{1}{2}(\theta_w^2 - \theta_w^{*2})E_t[\sigma_w w_{t+1}]^2 \quad (17)$$

である。したがって、(15)式から容易に理解できるように、自国投資家が外国投資家に比べてリスク回避的であるとき $\theta_u^2 - \theta_u^{*2} > 0$, $\theta_w^2 - \theta_w^{*2} > 0$ であるので、このとき確かに外国資産に正の通貨リスク・プレミアム、自国資産に正の通貨プレミアムが発生する。

一方、実質金利は

$$\begin{aligned} r_t &= -E_t[m_{t+1}] - L(M_{t+1}) \\ &= m_0 - \left(\frac{\theta_u^2}{2} - \lambda_u\right)E_t[\sigma_u(v_t)^{1/2}u_{t+1}]^2 - \left(\frac{\theta_w^2}{2} - \lambda_w\right)E_t[\sigma_w w_{t+1}]^2 \end{aligned}$$

と表現できるが、(15)式より

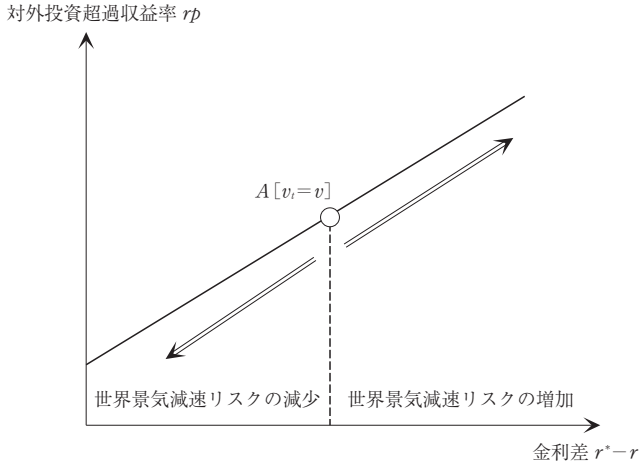
$$\delta_u(\gamma) = \frac{\theta_u^2}{2} - \lambda_u = \frac{1}{2}\{\gamma + \varphi^{-1}(\gamma - 1)\} > 0, \quad \delta_u'(\gamma) > 0 \quad (18-1)$$

$$\delta_w(\gamma) = \frac{\theta_w^2}{2} - \lambda_w = \frac{1}{2}(\gamma - \varphi^{-1})(1 - \varphi^{-1})(A_2)^2 > 0, \quad (18-2)$$

$$\text{where } A_2 = \frac{1}{2}k(1 - \gamma)\sigma_u^2 \text{ and } \delta_w'(\gamma) > 0 \text{ for } \gamma > 1$$

である。すなわち景気減速リスク、およびそのボラティリティ・リスクの増大は一方で消費平準化効果により現在消費を促進するものの、他方で予備的動機による貯蓄増加が拮抗し、後者が前者を優越するのである。その結果、リスクの増大は消費を抑制して実質金利を低下させる。また、直感的にも明らかのように、不確実性の実質金利抑制効果はリスク回避度が高いほど大きい。

図3 超過収益率と内外金利差 ($\gamma > \gamma^*$ の場合)



それゆえ

$$\begin{aligned}
 r_t^* - r_t = & \{ \delta_u(\gamma) - \delta_u(\gamma^*) \} E_t [\sigma_u(v_t)^{1/2} u_{t+1}]^2 \\
 & + \{ \delta_w(\gamma) - \delta_w(\gamma^*) \} E_t [\sigma_w w_{t+1}]^2
 \end{aligned} \tag{19}$$

であり、リスク回避度の高い自国の実質金利は外国に比べて低くなる。したがって(17)(19)式より、ロー・キャリー国（この場合自国）の通貨には正の通貨プレミアム（マイナスの通貨リスク・プレミアム）が付くことが分かる。リスク回避度が高くなると家計は消費を抑制して対応するため実質金利が低下する。と同時に外国資産投資のリスク寛容度が低下するため、外国資産投資に超過収益率、自国資産投資に正の通貨プレミアムが発生するのである。

以上のことをグラフで説明すると、図3のようになろう。ここで、

安全資産としての円と日本の法外な特権

$$A = \frac{1}{2}(\theta_u^2 - \theta_u^{*2}) > 0, B = \frac{1}{2}(\theta_w^2 - \theta_w^{*2}) > 0,$$

$$C = \delta_u(\gamma) - \delta_u(\gamma^*) > 0, D = \delta_w(\gamma) - \delta_w(\gamma^*) > 0$$

と置くと、リスク・プレミアム（＝自国サイドから見た対外投資超過収益率）と内外金利差の関係は、(17)(19)式より

$$rp_t = AC^{-1}\{r_t^* - r_t\} + \{B - AC^{-1}D\}E_t[\sigma_w w_{t+1}]^2 \quad (20)$$

であるが⁽²⁶⁾、リスク回避度が異なる限り $AC^{-1} > 0$ であるとともに、 $\gamma > \gamma^*$ の場合、右辺は全体として正值である（(17)式）。この(20)式の関係を図示したのが、図3の右上がりの直線である。図が示しているように、自国サイドから見た対外投資の超過収益率（＝通貨リスク・プレミアム）は正值であるとともに、世界景気ボラティティ尺度 v_t の上下変動に伴って内外金利差とともに変動する。

では、為替レートは世界景気減速ニュースやそのボラティティ増大ニュースにどのように反応するであろうか？裁定条件(9')式および(14)式より

$$\Delta q_{t+1} - E_t[\Delta q_{t+1}] = (\theta_u^* - \theta_u)\sigma_u(v_t)^{1/2}u_{t+1} + (\theta_w^* - \theta_w)\sigma_w w_{t+1} \quad (21)$$

である。ここで(15)式より、自国投資家のリスク回避度が外国投資家のそれよりも高いとき $\theta_u > \theta_u^*, \theta_w > \theta_w^*$ である。リスク回避度の高い投資家ほど限界効用の振れが大きいからである。それゆえ、「自国投資家が外国投資家よりもリスク回避的であるとき、予想外の世界成長減速ショックは自国通貨を増

(26) この関係式は、実質的に先物ディスカウント・パズルの関係と等価である。

価させ、またそのボラティリティ増加ショックも同様に自国通貨を増価させる」と結論できよう。この市場反応が、世界的な景気減速や金融不安定期における安全通貨としての日本円の国際ステータスの基盤と理解できる。

その背後にあるメカニズムは、きわめてシンプルであり、世界同時的な景気減速ニュースや不安定性ニュースは、リスク回避度の高い自国投資家の限界効用を外国投資家に比べて大きく上昇させるので、自国の条件付きリスクの価格が相対的に上昇する。その価格差を裁定するために、外国通貨が売られ自国通貨が買われるのである。

3 金利差とキャリートレード・ベータ

以上の簡単な理論分析は、どの程度現実によって支持されるであろうか？この関連で、Lustig et al. [2011] の実証分析結果は極めて示唆的である。⁽²⁷⁾ 彼らは、アメリカとの金利差によって全35通貨を6つのグループに集約し、アメリカの投資家サイドから見た外国資産の超過収益率 $Rx_{t+1} = r_t + \Delta q_{t+1} - r_t^{US}$ に付随する二つのグローバル共通リスク要因と、キャリートレード・リスクプレミアムの重要性を実証的に明らかにしている。

図4は、そのうちのわれわれの議論に関連する実証結果を図示している。ここで、図は超過収益率の要因分解式 (j は通貨グループを表すインデックス)

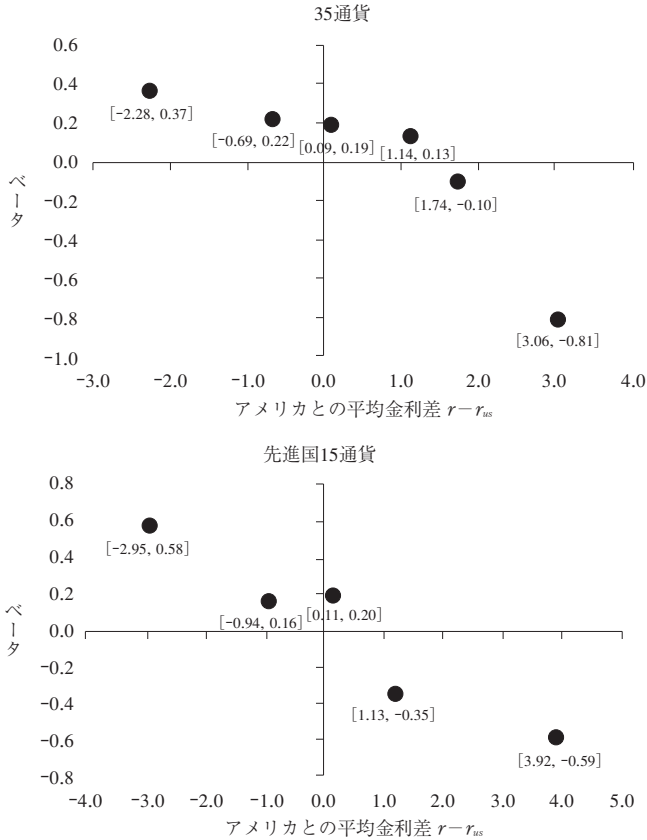
$$Rx_{t+1,j} = \beta_j \times \text{リスク市場価格}(\lambda) \times \text{世界株価ボラティリティ}(v_t) \\ + \text{その他リスク要因} + \text{誤差項}$$

の β_j の推定値と通貨グループ別金利差との関係を図示したものであり、世

(27) その他 Farhi et al. [2014], Menkhoff et al. [2012] など同様の結果を示している。

安全資産としての円と日本の法外な特権

図4 金利差と外貨資産投資超過収益率の
株価ボラティリティ感応度（ベータ）



注) 図は通貨グループ別の「超過収益率 $=\beta \times$ リスク市場価格(λ) \times 世界株価ボラティリティ(v) $+$ その他リスク要因 $+$ 誤差項」の β 推定値（縦軸）と平均金利差（横軸）の関係である（リスクの市場価格推定値は $\lambda = -4.20$ ，標準誤差は $se = 1.41$ ）。超過収益率はアメリカ投資家から見た外国資産投資の超過収益率，金利差は外国金利とアメリカ金利の差である。

資料) Lusting et al. [2011], Table 2 on p. 3742, Table 13 on p. 3774 より作成した。

界株価ボラティリティはグローバルな共通キャリートレード・リスク要因の代理変数である。なお，グループ編成は金利差に応じて時間とともに変化する。

るが、日本円はおそらくほとんどの期間にわたって第2象限左側最上段のグループに分類されているものとみられる。

推定結果によると、株価ボラティリティで代理されたキャリートレード・リスクに対し、投資家はマイナスの市場価格($\lambda < 0$)を付けているとともに、アメリカよりも金利の低いロー・キャリー通貨に対して、 β （リスクに晒される程度という意味で、エクスポージャーとも呼ばれる）は最も高く推定されている。このことはまた、アメリカとの金利差に応じて、ロー・キャリー通貨はマイナスの通貨リスク・プレミアム（正の通貨プレミアム）が、逆にハイ・キャリー通貨にはプラスの通貨リスク・プレミアムが付けられていること、そして市場ボラティリティの増加に伴い、日本円のようなロー・キャリー通貨のマイナスのリスク・プレミアが減少する（正の通貨プレミアムが増大する）ことを示している。

しかし、なぜベータが金利差とシステムティックな対応関係を持つかの分析は、その後の研究に委ねられた。例えば、Hassan [2013], Martin [2011] による国のサイズを重視した議論、Backus et al. [2013] の通貨当局の反インフレ性向の役割、文字通りの自然災害の規模とそのエクスポージャーの程度を重視した Farhi. and Gabaix [2016], Gourio et al. [2013] などの議論が展開されている。しかし、アメリカ、ユーロ地域（最近では中国）よりも経済規模の小さい日本がなぜ通貨プレミアムを得るのか、また、デフレ下で事実上のゼロ金利政策を余儀なくされてきた日本の中央銀行に反インフレ性向を想定することに経済的意味があるのか、さらには文字通りの自然災害が大きい国は中国そしてアメリカであり、日本は世界で10番目の国に過ぎないなど、先行研究は日本円資産に固有の正の通貨プレミアムの存在を十分説得的に説明できていないように思われる。このように、本稿が示したリスク回避度の差による説明は、その代替的な理論仮説と理解すべきであろう。

4 含意

きわめて単純化された理論枠組みを使って、安全資産としての日本円の国際的ステータスの背後にある要因について分析を行ってきた。これがすべてという強い主張は行わないものの、本稿の一つの回答は、金融危機とバランスシート調整圧力が顕著となった1998年以降の日本の経済主体のリスク回避志向の強まりの重要性である。この変化により日本円は長期化するデフレ下で世界第一の（そして世界最大の）ロー・キャリー通貨に変貌し、キャリートレードの主要ファンディング通貨としての地歩を築いたと考えられる。その帰結が1990年代後半以降の日本の対外投資の超過収益率であり、世界景気減速リスクや金融不安拡大期における急速な円高である⁽²⁸⁾。それを世界金融不安定期の保険通貨機能と理解することが許されるならば、まさにリスクを回避しようとするがゆえに、国際金融の轍は日本に世界金融不安定期等において保険提供者としての役割を要求するのであり、これが Gourinchas et al. [2010] の言うアメリカの法外な負担と対比される「日本の法外な負担 (Japan's exorbitant duty)」⁽²⁹⁾ ということになる。そして、その代価が Rogoff and Tashiro [2015] の言うところの「日本の法外な特権 (Japan's exorbitant privilege)」であろう。しかし、1%程度の超過収益率を「並外れた」超過収益率と呼ぶべきかどうかはまた違った問題である⁽³⁰⁾。

(28) より正確には景気拡大期・金融不安定期における円安、景気減速期・金融不安定期における円高というサイクルの形成であろう。

(29) 佐々木 [2011] のセンセーショナルな書籍タイトル「弱い日本の強い円」や、
 “It was quite a paradox that a country with Japan's level of public sector debt turned into a haven in a global market storm, but that was the case in the first quarter of 2016. The sharp appreciation of the yen against the dollar, despite negative policy interest rates, reversed the normal currency market laws of gravity.” [Financial Times, April 6, 2016]
 という FT の記述も、同様の趣旨と考えられる。

(30) Gourinchas and Rey [2007] によって最初に使用された法外な特権というセンセーショナルなコンセプトは、その後どちらかというと「収益率格差 (return differentials)」というよりコンサーバティブな言葉によって置き換えられているよう

お わ り に

本稿は次の二つの論点を示した。第一に、1990年代初頭に世界第一位の債権国化した日本の国際投資ポジションの超過収益率を、BPM6 基準組み換えデータで再推計したところ、金融派生商品の評価項等の処理によって結果が大きく異なることを示した。そしてその影響を除去することが適切である理由を説明し、その影響を除去した場合の日本の国際投資ポジションの超過収益率は1996～2015年平均で0.99%であり、先行研究の結果とほぼ整合的な水準であった。また、その主因が債券投資の超過収益率にあり、しかも満期変換によるターム・プレミアムではなく、単純に内外債券イールド格差が1990年代後半以降の日本の実質イールド低下によって1%から2.5～3.7%に拡大したことが重要な要因であることを示した。第二に、Rogoff and Tashiro [2015] による「日本の法外な特権」の源泉としての「安全資産としての日本円の国際ステータス」仮説を、リスク回避度の差で説明する試みを示した。より具体的には、金融危機とバランスシート調整圧力が顕著となった1998年以降の日本の経済主体のリスク回避志向の高まりを念頭に置いて、「日本の経済主体がリスクを回避しようとするがゆえに、国際金融の轍は日本に世界金融不安定期等において保険提供者としての役割を要求する」という逆説的な論点を示した。もちろん一国の国際投資ポジションとその超過収益率がキャリートレード活動のみに左右されている訳ではない。その意味で本稿の論点は、その一面を照射したに過ぎないと理解すべきであろう。

に思われる。

安全資産としての円と日本の法外な特権

補論：理論モデルの詳細と解の導出

この補論では、Ⅱで使用した理論モデルの詳細を簡単に説明する。まず、相対リスク回避度を除いて両国に共通の家計効用関数を

$$U_t = \{(1-\beta)(C_t)^{1-1/\varphi} + \beta[\mu_t(U_{t+1})]^{1-1/\varphi}\}^{1/(1-1/\varphi)} \quad (\text{A-1})$$
$$\text{where } \mu_t(U_{t+1}) = \{E_t[(U_{t+1})^{1-\gamma}]\}^{1/(1-\gamma)}$$

と仮定する。ここで β は主観的割引因子、 C_t は消費、関数 $\mu_t(U_{t+1})$ は期待効用の確実性等価であり、 γ は相対危険回避度、 φ は異時点間代替弾力性である。このとき、SDF は

$$M_{t+1} = \beta \left(\frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{-1/\varphi} \left(\frac{U_{t+1}}{\mu_t(U_{t+1})} \right)^{1/\varphi - \gamma} \quad (\text{A-2})$$

である（外国の家計についても同様である）。

ここで、効用・消費比率を $Z_t = U_t/C_t$ と定義する。また、新たに変数を

$$x_t = \log \mu_t \{(C_{t+1}/C_t) Z_{t+1}\}$$
$$= (1-\gamma)^{-1} \log E_t[\exp\{(1-\gamma)(g_{t+1} + z_{t+1})\}] \quad (\text{A-3})$$

によって定義すれば、recursive preferences (A-1) は

$$z_t = z_0 + kx_t \quad (0 < k < 1) \quad (\text{A-4})$$

のように線形近似可能である（Hansen et al. [2008], Backus et al. [2013],

Backus et al. [2014])。ここで、 z_0 および k はリスク回避度 γ とは独立のパラメーターである。また、(A-2) 式より

$$m_{t+1} = \log \beta - \varphi^{-1} g_{t+1} + (\varphi^{-1} - \gamma)(g_{t+1} + z_{t+1} - x_t) \quad (\text{A-5})$$

と表現できる。

以上の準備の下で、SDF を基礎的リスク要因の線形関数として表現する。そのため、ある期における状態変数は $\{v_t\}$ だけであるので、定石に従い効用・消費比率 z_t の推測解を状態変数の関数として

$$z_t = A_1 + A_2 v_t \quad (\text{A-6})$$

と置く。この推測解を (A-3) 式に代入して本文の消費成長の確率過程 (12) 式を考慮すると、

$$\begin{aligned} x_t &= E_t[g_{t+1} + z_{t+1}] + \frac{1}{2}(1 - \gamma) \text{Var}_t[g_{t+1} + z_{t+1}] \\ &= (g + A_1 + A_2 v) + \frac{1}{2}(1 - \gamma) \{\sigma_u^2 v_t + (A_2)^2 \sigma_w^2\} \end{aligned}$$

である。この x_t をさらに近似式 (A-4) に代入して、推測解 (A-6) 式と比較対照すると

$$A_1 = (1 - k)^{-1} z_0 + k(1 - k)^{-1} [g + A_2 v + \frac{1}{2}(1 - \gamma)(A_2)^2 \sigma_w^2] \quad (\text{A-7})$$

$$A_2 = \frac{1}{2} k(1 - \gamma) \sigma_u^2 \quad (\text{A-8})$$

を得る。そうすると、 $g_{t+1} + z_{t+1} - E_t[g_{t+1} + z_{t+1}] = -\sigma_u(v_t)^{1/2} u_{t+1} + A_2 \sigma_w w_{t+1}$ であるので、(A-5) 式の SDF の期待値は本文(13)式のように求めることができ、そのイノベーションも同様にして本文(14)式のようになる。

参 考 文 献

- 青木浩治, 2015. 「為替レートの長期トレンドと循環的変動：なぜ日本円は安全資産なのか？」『甲南経済学論集』第55巻第3・4号, 3月: 93-144.
- 福岡則貴・森下謙太郎・中村武史, 2016. 「わが国における最近の国際収支動向とその特徴－国際収支統計の改定・拡充を踏まえて－」『日銀レビュー』2016-J-6, 5月.
- 日本銀行国際局, 2015. 「2014年の国際収支統計および2014年末の本邦対外資産負債残高」『BOJ Reports&Research Papers』8月.
- 佐々木融, 2011. 『弱い日本の強い円』日経プレミアシリーズ.
- 財務省, 2002～2015. 『財政金融統計月報（国際収支特集）』.
- 国家外匯管理局国際収支分析小組, 2016. 「2015年中国国際収支報告」3月.
- Backus, D. K., Gavazzoni, F., Telmer, C. and Zin, S. E. 2013. “Monetary Policy and the Uncovered Interest Rate Parity Puzzle.” *Mimeo.*, March. [First publicized in *NBER Working Paper* No. 16218, July 2010.]
- Backus, D., Chernov, M. and Zin, S. 2014. “Sources of Entropy in Representative Agent Models.” *Journal of Finance* 69(1), February: 51-99.
- Backus, D., Coleman, C., Ferriere, A. and Lyon, S. 2015. “Pareto Weights as Wedges in Two-Country Models.” *NBER Working Paper* No. 21773, December.
- Bénétrix, A. S., Lane, P. R. and Shambaugh, J. C. 2015. “International Currency Exposures, Valuation Effects and the Global Financial Crisis.” *Journal of International Economics* 96, Supplement 1, July: S98-S109.
- Curcuru, S. E., Thomas, C. P. and Warnock, F. E. 2013. “On Return Differentials.” *Journal of International Money and Finance* 36, September: 1-25.
- Engel, C. 2014. “Exchange Rates and Interest Parity.” In Gopinath, G., Helpman, E., and Rogoff, K. (eds.), *Handbook of International Economics*, Chapter 8, Elsevier; Amsterdam, Boston, Heidelberg, London, New York, Oxford, Paris, San Diego, San Francisco, Singapore, Sydney and Tokyo: 453-522.
- Engel, C. 2016. “Exchange Rates, Interest Rates, and the Risk Premium.” *American Economic Review* 106(2), February: 436-474.
- Epstein, L. G. and Zin, S. E. 1989. “Substitution, Risk Aversion, and the Temporal Behavior of Consumption and Asset Returns: A Theoretical Framework.” *Econometrica* 57(4), July: 937-969.

- Farhi, E., Fraiberger, S. P., Gabaix, X., Ranciere, R. and Verdelhan, A. 2014. "Crash Risk in Currency Markets." *Mimeo.*, June.
- Farhi, E. and Gabaix, X. 2016. "Rare Disasters and Exchange Rates." *Quarterly Journal of Economics* 131 (1), February: 1-52.
- Gabaix, X. and Maggiori, M. 2015. "International Liquidity and Exchange Rate Dynamics." *Quarterly Journal of Economics* 130 (3), August: 1369-1420.
- Gohrband, C. A. and Howell, K. L. 2015. "U.S. International Financial Flows and U.S. Net Investment Position: New Perspectives Arising from New International Standards." In Hulten, C. R. and Reinsdorf, M. B. (eds.), *Measuring Wealth and Financial Intermediation and Their Links to the Real Economy*, University of Chicago Press; Chicago, Chapter 8: 231-270.
- Gourinchas, P.-O. and Rey, H. 2007. "From World Banker to World Venture Capitalist: U.S. External Adjustment and the Exorbitant Privilege." In Clarida, R. H. (ed.), *G7 Current Account Imbalances: Sustainability and Adjustment*, University of Chicago Press; Chicago: 11-55.
- Gourinchas, P.-O., Rey, H. and Givillot, N. 2010. "Exorbitant Privilege and Exorbitant Duty." *Mimeo.*, December.
- Gourinchas, P.-O. and Rey, H. 2014. "External Adjustment, Global Imbalances, Valuation Effects." In Gopinath, G., Helpman, E. and Rogoff, K. (eds.), *Handbooks of International Economics*, Volume 4, North-Holland; Amsterdam and others: 585-645.
- Gourio, F., Siemer, M. and Verdelhan, A. 2013. "International Risk Cycles." *Journal of International Economics* 89 (2), March: 471-484.
- Habib, M. H. 2010. "Excess Returns on Net Foreign Assets: The Exorbitant Privilege from a Global Perspective." *European Central Bank Working Paper Series* No. 1158, February.
- Hansen, L. P., Heaton, J. C. and Li, N. 2008. "Consumption Strikes Back? Measuring Long-run Risk." *Journal of Political Economy* 116 (2), April: 260-302.
- Hassan, T. A. 2013. "Country Size, Currency Unions, and International Asset Returns." *Journal of Finance* 68 (6), December: 2269-2308.
- Ivashina, V., Scharfstein, D.S. and Stein, J. C. 2015. "Dollar Funding and the Lending Behavior of Global Banks." *Quarterly Journal of Economics* 130 (3), August: 1241-1281.
- Lustig, H., Roussanov, N. and Verdelhan, A. 2011. "Common Risk Factors in Currency Markets." *Review of Financial Studies* 24 (11), November: 3731-3777.
- Lustig, H., Roussanov, N. and Verdelhan, A. 2014. "Countercyclical Currency Risk Premia." *Journal of Financial Economics* 111 (3), March: 527-553.
- Lustig, H. and Verdelhan, A. 2012. "Exchange Rates in a Stochastic Discount Factor Framework." In James, J., Marsh, I. and Sarno, L. (eds.), *Handbook of Exchange Rates*, John Wiley&Sons Inc., Chapter 14: 391-420.

- Martin, I. 2011. “The Forward Premium Puzzle in a Two-Country World.” *NBER Working Paper* No. 17564, November.
- Menkhoff, L., Sarno, L., Schmeling, M. and Schrimpf, A. 2012. “Carry Trades and Global Foreign Exchange Volatility.” *Journal of Finance* 67 (2), April: 681-718.
- Plender, J. 2016. “Central Bank Paralysis Prevails as Currency Wars Get Complicated.” *Financial Times* Insight, April 6: 22
- Rogoff, K. S. and Tashiro, T. 2015. “Japan’s Exorbitant Privilege.” *Journal of the Japanese and International Economies* 35: 43-61.